



## Notat i helseøkonomi

**Forskjeller i forskrivning  
av legemidler under  
foretrukket  
legemiddelordning**

*- En helseøkonomisk  
analyse av forskrivninger  
av annengenerasjons  
antihistaminer*

*Erik Sagdahl  
Universitetet i Oslo*

**UNIVERSITETET  
I OSLO**

HELSEØKONOMISK  
FORSKNINGSPROGRAM  
Skriftserie 2010: 8

# HERO

# Notat i helseøkonomi

## Forskjeller i forskrivning av legemidler under foretrukket legemiddelordning

*- En helseøkonomisk analyse av forskrivninger av  
annengenerasjons antihistaminer*

**Erik Sagdahl**  
Universitetet i Oslo  
E-post: [erik@sagdahl.no](mailto:erik@sagdahl.no)

*12. oktober 2010*

**Helseøkonomisk forskningsprogram ved Universitetet i Oslo  
HERO 2010**

## Sammendrag

---

1. mai 2006 ble foretrukket legemiddelordning innført på terapiområdene allergi og elveblest, og ordningen inkluderte alle annengenerasjons antihistaminer i tablettform. Ordningen ble innført som en reaksjon på store forskjeller i pris, og samtidig små forskjeller i kliniske effekter mellom de ulike preparatene. I to omganger etter at ordningen var innført foretok NAV Helsetjenesteforvaltningen to blåreseptkontroller for å undersøke etterlevelsen av det nye reglementet. Kontrollene viste skuffende resultater, og i den første rapporten var refusjonsvilkårene ikke oppfylt i 89 % av tilfellene. Den andre rapporten viste liten bedring, og refusjonsvilkårene var fortsatt ikke oppfylt i 77 % av tilfellene.

Målet med dette notatet var å undersøke om det finnes ulike karakteristika ved forskriver, pasient eller forskrivningssituasjon som øker sannsynligheten for at en forskrivning ikke overholder refusjonsvilkårene. Notatet undersøkte pasient og forskrivers kjønn og alder, i tillegg til forskrivningshistorikk, om ordinasjonen gjaldt forskrivning til fastlegens egen listepasient, og om forskriver opplevde pasientknapphet. I bakgrunnsrapporten ble forskning gjort på fastlegeordningen belyst, og denne viser at fastleger har økonomiske insentiver til å bli populære og således skaffe seg flere pasienter på sin pasientliste. Det kommer også frem at flere leger på grunn av dette i større grad forsøker å unngå konfliktsituasjoner med sine pasienter. En sentral hypotese som testes i dette notatet er hvorvidt leger med pasientknapphet i større grad en leger uten pasientknapphet forskriver et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. Dette fordi mange pasienter før innføring av ordningen opplevde god behandling av et legemiddel som etter innføringen av ordningen, ikke ble blant de foretrukne preparater.

Resultater fra regresjonsanalyser med forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept som avhengig variabel, tyder på at forskrivningshistorikk er en av de viktigste enkeltfaktorene som påvirker sannsynligheten for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept, med en oddsrate på 17. Disse resultatene var i overensstemmelse med det vi forventet å finne. I tillegg tyder resultatene fra regresjonsanalysene på at leger med pasientknapphet hadde en signifikant høyere odds for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept, sammenliknet med leger som ikke opplevde pasientknapphet. Dette var også et funn som kunne forventes ut i fra bakgrunns litteratur. Det ble også funnet signifikante resultater når det gjelder pasientens kjønn og alder i tillegg til hvorvidt ordinasjonen gjaldt forskrivning til en av legens egne listepasienter eller ikke.

# Innhold

---

Forord.....	2
Sammendrag .....	3
Innhold .....	4
1 Innledning.....	5
2 Bakgrunn .....	6
2.1 Foretrukket legemiddelordning (FLMO) .....	6
2.1.1 Allergi og elveblest; annengenerasjons antihistaminer .....	6
2.1.2 Blåreseptkontroller .....	9
2.2 Fastlegeordningen (FLO).....	10
3 Fastlegens rolle som portvakt og advokat ved forskrivning av legemidler .....	11
3.1 Økonomiske insentiver .....	11
3.2 Observerbare variasjoner i legenes praksisprofil .....	12
3.3 Problemstillinger .....	13
4 Data og metode.....	14
4.1 Om materialet .....	14
4.2 Beskrivende statistikk .....	14
4.2.1 Virkestoffene .....	14
4.2.2 Forskriverkarakteristika .....	15
4.2.3 Pasientkarakteristika .....	17
4.3 Valg av metode.....	18
4.3.1 Analysemetode .....	18
4.3.2 Variabler i regresjonsanalyse .....	18
5 Resultater fra regresjonsanalyse .....	20
5.1 Variabler som beskriver forskriver .....	20
5.2 Variabler som beskriver pasienten .....	21
5.3 Analyse av fullstendig modell .....	21
6 Diskusjon .....	23
6.1 Forskrivers kjønn .....	23
6.2 Forskrivers alder .....	23
6.3 Betydningen av pasientknapphet .....	24
6.4 Lege-pasient-forhold .....	24
6.5 Pasientens kjønn.....	25
6.6 Pasientens alder .....	25
6.7 Forskrivningshistorikk.....	26
6.8 Svakheter med modellen.....	26
7 Konklusjon .....	29
Kilder .....	30

# 1 Innledning

---

I følge tall fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) har offentlige utgifter til helseformål økt betraktelig de senere år, også som prosent av det offentliges totale utgifter. I følge de samme tallene utgjorde utgifter til legemidler 7,9 % av det offentliges helseutgifter i 2008. Dette er en ikke ubetydelig andel av utgiftene og det settes stadig nye kostnadsbegrensende tiltak inn på dette området. Statens legemiddelverk bestemmer med hjemmel i legemiddelforskriften av 1999, apotekets innkjøps- og utsalgspris på reseptbelagte legemidler til human bruk. Med bakgrunn i dette, blir tiltak for å begrense utgifter til legemidler ofte kostnadseffektive og enkle å gjennomføre. Et eksempel på dette er trinnprismodellen som ble innført 1. januar 2005. Modellen kutter prisen på legemidler omfattet av ordningen i flere trinn, og sparer på denne måten staten for utgifter. Ordningen med foretrukket legemiddel er et annet kostnadsbegrensende tiltak.

Det er viktig å skille mellom generiske legemidler og legemidler som er omfattet av foretrukket legemiddelordning. Mens generiske legemidler (også kalt synonympreparater) er legemidler med samme virkestoff i samme konsentrasjon produsert av forskjellige leverandører, inneholder legemidler under foretrukket legemiddelordning ulike virkestoffer til bruk på samme terapiområde. I det man har å gjøre med forskjellige virkestoffer, blir forskjellen mellom legemidlene større, noe som gjerne gjør de subjektive preferansene mer merkbare. Uttalte subjektive preferanser som strider med nasjonale forskrivningsretningslinjer, kan sette forskriver i en vanskelig situasjon. Forskriver må i slike situasjoner veie hensyn til den individuelle pasient opp mot kostnadsbegrensende tiltak innført av det offentlige. I tillegg har en forskriver også egne interesser. Det er dermed god grunn til å undersøke om det forekommer forskjeller i forskrivningspraksis.

I dette notatet undersøkes om ulike karakteristika ved forskriver, pasient og forskrivningssituasjon påvirker sannsynligheten for å få foreskrevet et refunderbart ikke-foretrukket legemiddel på terapiområdet allergi og elveblest. Forskning på fastleger har gitt opphav til flere teorier som gir grunnlag for å tro at en forskjell i forskrivning kan finnes. I kapittel 2 beskrives ordningen med foretrukket legemiddel og fastlegeordningen. Hypotesene som testes i dette notatet gjengis avslutningsvis i kapittel 3 etter en introduksjon om fastlegens rolle som portvakt og advokat i forskrivning av legemidler på blå resept. Kapittel 4 inneholder en beskrivelse av datamaterialet som benyttes, i tillegg til en kort redegjørelse for valg av metode. Resultatene fra logistisk regresjon presenteres i kapittel 5, mens diskusjon finnes i kapittel 6. Konklusjon og ideer for fremtidig forskning finnes i kapittel 7.

## 2 Bakgrunn

---

### 2.1 Foretrukket legemiddelordning (FLMO)

1. mars 2004 innførte Statens legemiddelverk ordningen med foretrukket legemiddel på det første terapiområdet (Statens Legemiddelverks hjemmesider, 2010-01-08). Ordningen har til hensikt å gi kostnadsbesparelser der forskjellene mellom legemidler med hensyn til klinisk effekt er små samtidig som forskjellene i pris er stor. Slike prisforskjeller oppstår gjerne når et eller flere av legemidlene i den terapeutiske gruppen går av patent, og det åpnes for generisk konkurranse og trinnpris. Ved å gjøre de billigste legemidlene foretrukket vil staten oppfordre, og i noen tilfeller tvinge, forskrivere til å velge det foretrukne legemidlet ved forskrivning. Samtidig sier Statens legemiddelverk (Legemiddelverket) at ordningen skal sikre at pasienter, som av tungtveiende medisinske grunner, ikke kan benytte foretrukket legemiddel, skal ha tilgang til andre legemidler i samme gruppe på blå resept. Bakgrunnen for dette er at legemidler omfattet av foretrukket legemiddel, innad i samme gruppe, ikke inneholder samme virkestoff, og det kan være individuelle forskjeller med tanke på effekt og bivirkninger. Det er legen som avgjør om det er tungtveiende medisinske grunner for at pasienten skal få forskrevet et annet legemiddel enn det foretrukne, slik at pasienten får dette refundert på blå resept. Det er altså betydelig rom for skjønn. Det er imidlertid ikke alltid slik at de resterende (ikke foretrukne) legemidlene i en gruppe forblir forhåndsgodkjent for refusjon på blå resept, og i tilfeller hvor pasienter har behov for annet legemiddel enn det foretrukne, kan legen søke om individuell refusjon for disse pasientene. Som hovedregel skal imidlertid foretrukne legemidler prøves først. Det er ulike kriterier for valg av foretrukne versus ikke-foretrukne legemidler for ulike terapigrupper.

I dette notatet omtales foretrukket legemiddelordning for terapiområdene allergi og elveblest. Ordningen er i tillegg allerede innført på fire andre områder; blodtrykksenkning, migrene, refluks-sykdom og kolesterolsenkning.

#### 2.1.1 Allergi og elveblest; annengenerasjons antihistaminer

Statens legemiddelverk ba den 30.06.2005 Nasjonalt kunnskapssenter for helsetjenesten om "en gjennomgang av dokumentasjonen for antihistaminer for å vurdere om de ulike preparatene har sammenlignbare effekter, eller om enkelte preparater skiller seg ut med hensyn til effekt." (Fretheim og Johansen, 2005). Gjennomgangen resulterte i en rapport publisert oktober 2005 med følgende hovedfunn:

- *Denne systematiske litteraturgjennomgangen viser at den eksisterende dokumentasjonen ikke gir grunnlag for klare konklusjoner om eventuelle forskjeller i effekter mellom de forskjellige annengenerasjons antihistaminene.*
- *Det er ikke grunnlag for å konkludere at enkelte annengenerasjons antihistaminer er mer effektive enn andre i behandling av allergisk rhinitt.*
- *For behandling av kronisk idiopatisk urtikaria har vi kun to mindre sammenliknende studier å bygge på, noe som gjør det vanskelig å trekke bastante konklusjoner selv om resultatene viste klare forskjeller mellom preparatene som ble sammenliknet. Resultatene fra den ene studien kan tyde på at cetirizin er mer effektivt enn feksofenadin i behandling av kronisk idiopatisk urtikaria, mens den andre studien pekte i retning av at loratadin er mer effektivt enn cetirizin.*

- *Det er ikke mulig å trekke sikre slutninger om bivirkninger på basis av studiene vi har inkludert. Døsighet ses muligens noe hyppigere ved bruk av cetirizin enn med enkelte av de andre annengenerasjons antihistaminene.*

Det er her verdt å merke seg at selv om notatet konkluderer med at det ikke var grunnlag for å si at enkelte annengenerasjons antihistaminer er mer effektive enn andre i behandling av allergisk rhinitt, konkluderes det heller ikke med at behandlingsalternativene er likeverdige. Dette er kanskje en konklusjon man skulle ønske seg før innføring av en FLMO på dette området. I tillegg sier notatet at det ikke er mulig å trekke sikre slutninger om bivirkninger på bakgrunn av de inkluderte studiene. Allikevel ble FLMO for gruppen annengenerasjons antihistaminer til behandling av allergi og elveblest innført 1. mai 2006 (Statens Legemiddelverks hjemmesider, 2010-01-13). Ordningen omfattet alle forhåndsrefunderte annengenerasjons antihistaminer på det norske markedet, nærmere bestemt preparater med virkestoffene; cetirizin, loratadin, ebastin, feksofenadin og desloratadin. Bakgrunnen for innføringen av FLMO i denne legemiddelgruppen, var store prisforskjeller mellom de ulike virkestoffene, som et resultat av patentfall og påfølgende generisk konkurranse. Ordningen medførte at pasienter som brukte et av følgende virkestoff; ebastin, feksofenadin og desloratadin, ved første fornying av resept, endring eller oppstart av behandling skulle forsøke cetirizin og loratadin i 2 uker hver. Ved utilfredsstillende klinisk effekt eller ikke aksepterbare bivirkninger, kunne et av de andre virkestoffene forskrives på blå resept om dette ble dokumentert i journalen.

Da det kunne synes som om ordningen ikke ga den potensielle innsparingen man håpet på, ble Legemiddelverket i forbindelse med statsbudsjettet for 2008, bedt om å gjennomgå og revurdere ordningen. Legemiddelverket laget derfor en revurderingsrapport for å belyse ulike aspekter ved ordningen. Rapporten viser, som forventet, en endring i salgstall fra Farmastat etter innføring av foretrukket legemiddel 1.mai 2006. De skriver videre at årsaken til endringen må kunne forklares med innføring av tiltaket da det ikke synes å være andre grunner til at brukermønsteret skulle kunne endres på en tilsvarende måte, eksempelvis som følge av ny kunnskap om effekter og bivirkninger, leveringsproblemer, prisendringer og lignende. I det første året (1.mai 2006 -30.april 2007) etter at FLMO ble innført på dette området viser data fra Reseptregisteret at 66 % hentet et foretrukket antihistamin. Dette synes å være en vesentlig økning fra året før da det var 49 % (Sandquist, 2008). Tilsvarende var det altså en nedgang i samme periode for de ikke-foretrukne antihistaminene fra 51 % i før innføring av FLMO til 34 % i første år etter innføring av FLMO (Sandquist, 2008). Blant de ikke-foretrukne antihistaminene skyldes totalnedgangen i hovedsak en reduksjon i uthenting av desloratadin (Aerius). Dataene viser at det i 2006 var 39 % som hentet ut desloratadin, mens det i 2007 var 25 %.

I rapporten analyseres også forskrivning til nye pasienter. Pasienter som før tiltaket ble innført ikke tidligere har hentet ut resepter med antihistaminer, men som i perioden 1.mai 2006-30.september 2007 har hentet ut minst en resept, betegnes i rapporten som nye brukere. Tall Legemiddelverket har brukt viser at om lag 80 % av nye brukere henter ut et foretrukket antihistamin. Blant nye brukere hentet om lag 15 % desloratadin. Videre konkluderes det med at av nye brukere som har startet på et foretrukket antihistamin er det kun om lag 2 % som har byttet til et ikke-foretrukket antihistamin i løpet av perioden tiltaket har vart. I tillegg skriver Legemiddelverket i rapporten at 22 % av brukere som før ordningen stod på et ikke-foretrukket antihistamin fortsatt ikke har prøvd et foretrukket. Årsaker til dette kan være mange. Siden Reseptregisteret ikke ble opprettet før i 2004, har man ikke tall på hvor mange som har forsøkt et foretrukket legemiddel før 2004. I tillegg har man

ikke oversikt over pasienter som forsøker et foretrukket legemiddel ved kjøp av pakninger unntatt fra reseptplikt. I tillegg er andre administrasjonsformer enn tabletter holdt utenom ordningen.

I arbeidet med denne revurderingsrapporten ble berørte parter bedt om å sende inn ny og eller relevant informasjon for å dokumentere kostnadseffektivitet. Disse innspillene dreide seg i hovedsak om viktigheten av å ha ulike behandlingsalternativer for hånden ved behandling av symptomatiske lidelser som allergisk rhinitt og elveblest. Innehavere av markedsføringstillatelsene vektla at det er store individuelle forskjeller i respons på behandling av disse lidelsene, og at eventuell fjerning av forhåndsgodkjent refusjon ikke bare vil gå utover pasientene, men også føre til økte kostnader gjennom sykefravær og økt bruk av tilleggsmedikasjon.

Også Norges Astma og allergiforbund (NAAF) la vekt på at pasientens egenopplevde effekt er viktig og at ordningen med FLMO hvor ikke-foretrukne legemidler fortsatt er forhåndsrefundert, er en god ordning (Sandquist, 2008). Den norske legeforening sier i den samme rapporten at de er generelt positive til prinsippet om at offentlige midler må prioriteres slik at samfunnet får mest mulig for pengene, men er kritiske til at valgfriheten på individnivå skal begrenses i for stor utstrekning. Legeforeningens erfaring tilsier at innen allergiområdet er det viktig med valgmuligheter da de mener det er store individuelle forskjeller både med hensyn på effekt og bivirkninger. De mener at en omgjøring av refusjonsstatus fra forhåndsgodkjent refusjon til individuell refusjon for Kestine, Telfast og Aerius vil medføre et betydelig merarbeid for legene og vil være vanskelig å gjennomføre i den kliniske hverdag (Sandquist, 2008). Avslutningsvis viser rapporten mulige kostnads scenarioer ved to ulike tiltak.

#### **Alternativ A – Beholde dagens ordning, men med mindre endringer i refusjonsvilkår og økt informasjstrykk.**

Ved å endre refusjonsvilkårene slik at det tydeligere fremkommer hva som er foretrukne antihistaminer og at ikke-foretrukne antihistaminer ikke har vist bedre effekt samt å gjennomføre en bred informasjonskampanje, mener Legemiddelverket i denne rapporten at det er realistisk at forskrivningsmønsteret endres ytterligere. Et realistisk mål for fordeling vil være at om lag 75 % av pasientene benytter et foretrukket antihistamin, mens 25 % bruker et ikke-foretrukket antihistamin. Basert på tall fra 2007 vil dette minst gi en besparelse på 8 millioner kroner sammenlignet med eksisterende ordning (Sandquist, 2008).

#### **Alternativ B – Fjerne forhåndsgodkjent refusjon for alle ikke-foretrukne antihistaminer.**

For å oppnå en besparelse nærmere den potensielle, er et alternativ å fjerne den forhåndsgodkjente refusjonen for de ikke-foretrukne antihistaminene. De som fortsatt vil få de ikke-foretrukne antihistaminene refundert, må da søke om dette ved individuell refusjon etter § 3a i samband med lege. I rapporten antar Legemiddelverket at det er ca 450 000 pasienter årlig som behandles med antihistaminer. De legger videre til grunn at ca 30 % av pasientene bruker et ikke-foretrukket antihistamin, dette tilsvarer ca 135 000, og at majoriteten av disse i løpet av de siste 1 ½ årene har forsøkt et foretrukket antihistamin. Det er da grunn til å anta at mange av disse vil søke om individuell refusjon etter § 3a dersom forhåndsgodkjent refusjon fjernes. Et forsiktig anslag vil være 16 000 pasienter forutsatt at alle søknadene blir innvilget. Ved fjerning av forhåndsgodkjent refusjon for ikke-foretrukne antihistaminer, i en situasjon der alle, bortsett i fra de 16 000 som forventes å få



innvilget individuell refusjon, går over til et foretrukket antihistamin og det ikke forekommer bruk av tilleggsmedikasjon, vil da de maksimale, teoretiske besparelser være 39,6 millioner sammenlignet med eksisterende ordning. Da er kostnader for ikke-foretrukne antihistaminer og saksbehandlingskostnader for behandling av søknader etter § 3a trukket ifra. Legemiddelverket understreker videre at beregningene er antatte teoretiske helårseffekter der man antar at brukermassen er homogen, noe som i virkeligheten ikke er tilfelle. Det innrømmes at regneøvelsen synes å være overdrevet og ikke realistisk. Særlig fordi bytte av behandling for en del av pasientene vil medføre et vesentlig større forbruk av tilleggsbehandling, eksempelvis nasale steroider (nesespray), øyedråper og beta-2 stimulerende inhalasjonsmedisin (Sandquist, 2008).

Rapporten konkluderer at på bakgrunn av utviklingen i forbruksmønsteret for de foretrukne antihistaminene mener Legemiddelverket at det er grunnlag for å beholde refusjonsordningene slik den er. Dette forutsetter imidlertid at det fortsatt er økning i bruk av foretrukne antihistaminer med en tilsvarende reduksjon av de ikke-foretrukne antihistaminene. De mener at for allergisesongen 2008 skal fordelingen mellom foretrukne og ikke-foretrukne legemidler være om lag 75/25. Dersom denne fordelingen ikke nås ved utgangen av september 2008, bør det på nytt vurderes om forhåndsgodkjent refusjon skal fjernes for et eller flere av de ikke-foretrukne antihistaminene (Sandquist, 2008).

På tross av denne konklusjonen besluttet Helse- og omsorgsdepartementet at fra 01.08.2008 vil forhåndsgodkjent refusjon for de ikke-foretrukne legemidlene Aeries, Kestine og Telfast fjernes (Det kongelige Helse- og Omsorgsdepartement, 2008). Videre i brevet skriver de at det bør legges opp til en overgangsordning for pasienter som allerede får disse preparatene på forhåndsgodkjent refusjon. Dette resulterte i at pasienter med allergisk rhinitt eller urtikaria med behov for antihistaminbehandling fra 01.08.2008 bare kunne få preparater med følgende virkestoffer på forhåndsgodkjent refusjon:

- Cetirizin
- Loratadin
- Feksofenadin (legemidlet Telfast som inneholder feksofenadin, senket fra 01.08.2008 prisen slik at dette ble foretrukket på lik linje med de to andre).

Pasienter som ikke kan innta tabletter, kan fortsatt få flytende preparater på blå resept uavhengig av virkestoff, forutsatt at vilkårene for refusjon er oppfylt.

### **2.1.2 Blåreseptkontroller**

For å kartlegge etterlevelsen av blåreseptforskriften utfører NAV Helsetjenesteforvaltning stadig kontroller. Slike kontroller gjøres også for å se på etterlevelsen av blåreseptforskriften under områder med foretrukket legemiddel. For annengenerasjons antihistaminpreparater ble slike undersøkelser foretatt både i 2006 og i 2007.

Preparatene cetirizin og loratadin ble innført som foretrukne legemidler 1. mai 2006. For at de resterende tre legemidler i gruppen skulle kunne forskrives med refusjon, var det et krav at de to foretrukne legemidlene først skulle forsøkes i 2 uker hver for seg uten tilfredsstillende resultater, og videre at dette skulle dokumenteres i journalen. Det andre unntaket fra å forskrive de foretrukne legemidlene var om pasienten hadde tungtveiende medisinske grunner for annen forskrivning, og

dette skulle også dokumenteres i journalen. I sin rapport av 26.06.2007 foretok NAV en gjennomgang av 599 resepter for å kontrollere forskrivning i henhold til blåreseptforskriftens § 9, pkt. 33 e). De mottok tilstrekkelig dokumentasjon fra legene til å bruke 335 resepter, og av disse var refusjonsvilkårene ikke oppfylt i 89 % av tilfellene. Denne høye andelen hevder NAV kan sees i sammenheng med at kontrollen kom umiddelbart etter innføring av ordningen, i tillegg til at det ikke var åpnet for overgangsregler (Arbeids og velferdsetaten, 2007-06-26).

En lignende kontroll utført i 2007, ble publisert 26.05.2008, og undersøkte også etterlevelsen etter blåreseptforskriftens § 9, pkt. 33 e). I denne kontrollen ønsket man i tillegg å undersøke om kontroll på etterlevelsen av ordningen påvirket legens etterlevelse i etterkant, og man identifiserte derfor en gruppe leger som ble kontrollert i 2006 for å sammenligne denne med en gruppe leger som aldri før hadde blitt kontrollert. Til sammen 625 forskrivninger ble kontrollert, og av disse var refusjonsvilkårene kun oppfylt i 23 % av tilfellene. I gruppen som også ble kontrollert i den første runden, var etterlevelsen på ca 35 % og i gruppen som ikke var kontrollert tidligere var etterlevelsen på 16 %. Dette er en signifikant forskjell mellom gruppene og funnet støtter antagelsen om at blåreseptkontroll påvirker legenes etterlevelse etter regelverket. Rapporten sier at manglende etterlevelse av refusjonsvilkårene i all hovedsak skyldtes at ingen eller kun ett av de foretrukne legemidlene var forsøkt (Arbeids og velferdsetaten, 2008-05-26).

## **2.2 Fastlegeordningen (FLO)**

Fastlegeordningen ble innført i Norge 1. juni 2001, og gir alle innbyggere i Norge rett til å ha en allmennpraktiserende lege som sin fastlege (Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider, 2010-02-02). Denne fastlegen har plikt til å prioritere pasientene på egen liste (Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider, 2010-02-02). Det er frivillig å delta i FLO. Likevel har nesten alle en fastlege. Hvis man ikke ønsker å være med i ordningen, må man selv finne en allmennlege å gå til ved behov. Det er også en høyere egenandel ved legebesøk for pasienter som ikke er med i FLO (Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider, 2010-02-02).

Bytte av fastlege kan skje to ganger pr. kalenderår. I tillegg er det mulig å bytte fastlege ved meldt flytting til folkeregisteret eller hvis en fastlege slutter eller reduserer sin liste (Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider, 2010-02-02). Man kan fritt velge mellom fastleger med ledig kapasitet. Oppdatert liste over fastleger og deres listelengde finnes tilgjengelig på internett. Via en innloggingstjeneste, "MinFastlege", kan man selv bytte fastlege. Det er også mulig å bytte fastlege ved å ringe den såkalte fastlegetelefonen. Selv om det ikke er mulig å bli oppført på venteliste hos en fastlege som har full liste, har noen grupper rett til innpass på tross av dette:

- Barn under 16 år med foreldre/foresatte på listen
- Innbyggere som melder flytting til folkeregisteret tilbake til kommunen innenfor en tidsperiode på tre år og som ønsker samme fastlege som tidligere

FLO administreres av Helseøkonomiforvaltningen (HELFO). Ordningen gir rett til fastlege, men ikke rett til en bestemt lege. Det er kommunens ansvar å sikre at det er ledig plass hos kommunens fastleger eller i samarbeidende kommuner. Dersom man ikke får fastlege av kommunen man bor i kan dette påklages til kommunen. Avslag på tilgang til ønsket fastlege, eller tidligere lege omfattes ikke av klageadgangen. Ved ønske om plass hos lege med fulle lister, må man vente til denne har ledig kapasitet (Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider, 2010-02-02).

### 3 Fastlegens rolle som portvakt og advokat ved forskrivning av legemidler

I dette notatet studeres fastlegens valg mellom ulike legemidler. I økonomisk teori er det vanlig å anta at aktører foretar valg mellom ulike alternativ med den hensikt å maksimere egen *nytte*. I helseøkonomiske modeller som beskriver legeatferd antas ofte at en rekke faktorer kan påvirke legens nytte, herunder egen fritid, egne konsummuligheter og mer eksterne faktorer som pasientens helse eller myndighetenes retningslinjer og reguleringstiltak for legepraksis. En slik antakelse innebærer i denne sammenheng at leger antas å foreta en avveining mellom ulike hensyn ved forskrivning av legemidler. Et eksempel på reguleringstiltak som kan påvirke atferd er kravet om at en pasient må ha henvisning fra allmennlegen for å motta spesialisthelsetjenester. Formålet er å begrense ressursbruken i helsesektoren. I land hvor pasientene henvender seg direkte til spesialisthelsetjenesten ved behov, har man funnet at utgiftene til helsesektoren er større sammenlignet med land hvor dette ikke er tilfellet (Anderson og Hurst, 2000). Kravet om henvisning gir legen en funksjon som ofte betegnes som en portvaktfunksjon. Portvaktens rolle er å sørge for at kun pasienter med virkelig behov for det, behandles i spesialisthelsetjenesten. I Norge har fastlegene også en portvaktfunksjon i forbindelse med sykemeldinger, søknader om uføretrygd og forskrivninger på blå resept (Carlsen og Norheim, 2003). I tillegg til å bidra til effektiv ressursbruk skal leger selvfølgelig også være lojale ovenfor sine pasienter, og fokusere på hva som er til pasientens beste. Denne forpliktelsen norske leger har ovenfor både pasienter og myndigheter, er nedfelt i legenes egne etiske retningslinjer (Ruyter, Førde, og Solbakk, 2000). Å finne den riktige balansegangen kan være vanskelig, og dette er blitt betegnet som en av de mest utfordrende sidene ved den moderne legerollen (Arnesen og Fredriksen, 1995).

En av hensiktene med FLO er å styrke portvaktfunksjonen. Dette skal blant annet gjøres ved at forholdet mellom den enkelte pasient og lege skal bedres ved at pasientene nå ser en fast lege ved hver konsultasjon. Denne tettere oppfølgingen kan lette forebyggende tiltak og på sikt redusere antall nødvendige henvendelser til spesialisthelsetjenesten. I tillegg kan andre forhold vedrørende pasienten oppdages på et tidligere stadium ved en slik forbedret pasientoppfølging. Ved innføringen av FLO ble henvisningsordningen skjerpet. Det ble innført høyere egenandel ved besøk til spesialisthelsetjenesten for pasienter uten henvisning fra primærlege, og i tillegg ble gyldigheten av en henvisning satt til maksimalt ett år. Begge disse tiltakene har til hensikt å fokusere ressursbruken på lavest mulig behandlingsnivå i helsetjenesten.

Legenes rolle som pasientenes advokat vil også kunne bli påvirket av varige lege- pasientforhold. Ved langvarige relasjoner mellom lege og pasient kan advokatrollen bli styrket. På den annen side kan et forhold hvor lege og pasient kjenner hverandre godt, bidra til at pasienten lettere forstår legens ansvar for å følge gitte retningslinjer, noe som på sin side kan styrke portvaktfunksjonen.

#### 3.1 Økonomiske insentiver

Fastlegenes inntekt kommer fra tre kilder: Et fast årlig beløp per person på legens liste som betales av kommunen (per capita finansiering), egenbetaling fra pasientene, og refusjon fra Helseøkonomiforvaltningen (HELFO)<sup>1</sup>. Fastlegenes inntekt fra per capita komponenten utgjør rundt 30 % av inntekten mens ca 70 % av inntekten kommer fra refusjoner og pasientbetaling (Carlsen og Norheim, 2003). Før reformen hadde ca 66 % av primærlegene i landet en driftsavtale knyttet til

---

<sup>1</sup> Refusjoner ble tidligere utbetalt fra NAV.

åpningstid, hvor driftstilskuddet utgjorde om lag 40 % av inntekten, mens resten var aktivitetsbasert (Carlsen og Norheim, 2003)

Ved innføringen av fastlegeordningen opplevde mange leger at de fikk færre pasienter på sine lister enn de ønsket seg. Et interessant spørsmål er hvorvidt leger som har færre pasienter enn ønsket på sine lister, tilpasser seg denne situasjonen ved å tilby flere tjenester til hver enkelt pasient. Det er publisert flere studier som finner støtte for nettopp dette at leger som opplever knapphet på pasienter tilbyr flere tjenester til hver pasient sammenliknet med leger som ikke opplever en slik pasientknapphet (Iversen og Lurås, 2000) (Iversen, 2004). Den refusjonsbaserte inntekten kan økes ved å ta flere prøver, bruke lengre tid på hver pasient, utføre hyppigere kontroller osv.

Benedicte Carlsen (2003) undersøker hvordan fastlegeordningen påvirker legens skjønnsmessige avgjørelser, og dette undersøkes gjennom gruppeintervjuer av fastleger. Innledningsvis under resultater skriver Carlsen:

*De intervjuede legene hevdet at de (etter innføringen av FLO) i mindre grad er aktive som portvakter ved at de i første omgang søker å unngå konflikt med pasienter, og når konflikten oppstår, er mer ettergivende, dvs at de er mer tilbøyelige til å tøy sine faglige vurderinger og faglige retningslinjer for å gjøre pasientene tilfredse. I FLO er de mindre villige til å bruke tid og innsats på å diskutere med pasienter for å begrense unødvendige tiltak. I et materiale som omfatter 330 sider med intervjudata, fikk vi bare en håndfull anekdotiske referanser til hendelser der portvaktrollen ble gjennomført til tross for pasientenes eksplisitte ønske om det motsatte (Carlsen og Norheim, 2003)*

Fastleger har økonomiske incentiver til å foretrekke et stort antall pasienter på sin pasientliste. Det er derfor rimelig å tenke seg at når legen foretar skjønnsmessige vurderinger med hensyn til henvisninger og forskrivninger, så vil mulige virkninger på listelengden utgjøre en del av beslutningsgrunnlaget. Carlsen finner at FLO styrker advokatrollen og at fastlegene i mindre grad er villige til å bruke tid og innsats på å diskutere med pasienter for å begrense unødvendige tiltak. En styrket advokatrolle, vil i mange tilfeller kunne bety et positivt omdømme for den enkelte fastlege, sett fra pasientens hold. Overført til forskrivning av legemidler på blå resept, kan dette bety at pasienter som etter innføring av foretrukket legemiddelordning, motsetter seg statens nye retningslinjer, kan få medhold hos fastlegen. Dette vil i så fall resultere i at ikke-foretrukne legemidler på blå resept, fortsatt vil bli forskrevet i stort kvantum på tross av at FLMO innføres, og kanskje spesielt av leger med pasientknapphet som kanskje kan være mer opptatt av å få et populært rykte.

### **3.2 Observerbare variasjoner i legenes praksisprofil**

Det er kjent at legers avveininger av ulike hensyn kan variere avhengig av legens kjønn og alder. En studie utført av José J. Escarce så på adopsjon av en ny teknikk for fjerning av galle blæren, introdusert i 1989. Adopsjon av denne nye teknikken, kalt laparoskopisk cholecystectomi, skjedde hyppigere blant unge, mannlige leger med praksis i urbane strøk (Folland, The Economics of Health and Health Care, Fifth Edition, 2007). En annen studie på samme område, utført av John A. Rizzo og Richard J. Zeckhauser viste store forskjeller mellom unge og eldre leger. Unge leger adopterte teknologier signifikant hyppigere enn eldre, også i tilfeller hvor de eldre legene hadde mer å tjene

enn de yngre på slik adopsjon (Folland, *The Economics of Health and Health Care*, Fifth Edition, 2007).

Tidligere studier har indikert at kvinnelige leger utfører lengre konsultasjoner enn sine mannlige kolleger (Iversen & Lurås, 2000). Andre studier tyder på at kvinnelige leger i større grad enn mannlige foretrekker å jobbe deltid (Paulsen og Fjermestad, 1996). Siden det på bakgrunn av eksisterende litteratur er grunn til å forvente forskjeller i praksisprofil mellom leger med forskjellig alder og kjønn, vil det være viktig å kontrollere for slike observerbare forskjeller mellom leger i en regresjonsmodell som har til hensikt å forklare hvilke faktorer som påvirker legenes forskrivningspraksis.

### **3.3 Problemstillinger**

Det kan reises mange spørsmål med hensyn til hvordan FLMO fungerer under FLO. Legemiddelverkets rapporter antyder at FLMO for antihistaminer ikke fungerer optimalt, og dette var også grunnen til at forhåndsgodkjent refusjon for de ikke-foretrukne legemidlene i gruppen ble fjernet. Før denne fjerningen skulle de foretrukne legemidlene forsøkes ved første fornying av resept, endring eller oppstart av behandling. Pasienter på eksisterende tilfredsstillende behandling av et ikke-foretrukket legemiddel, måtte derfor bytte til et foretrukket, hvis disse ikke allerede var forsøkt med utilfredsstillende resultat eller det fantes tungtveiende medisinske grunner til annen behandling. Et slikt bytte ville i mange tilfeller oppleves som negativt for pasientene, og med bakgrunn i Benedicte Carlsens (2003) funn gir det grunnlag for å tro at fastleger også kan ha incentiver til å motsette seg et slikt bytte, med bakgrunn i å unngå konflikter med sine pasienter. Dette notatet har til hensikt å undersøke om det finnes ulike karakteristika ved fastlegene og deres pasienter som kan forklare den observerte mangelen i etterlevelse av denne ordningen. I den empiriske delen søker vi svar på følgende forskningsspørsmål:

- Påvirker pasientknapphet forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept?
- Er det forskjeller mellom mannlige og kvinnelige fastleger i forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept?
- Vil mannlige og kvinnelige pasienter ha ulik sannsynlighet for å få foreskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept?
- Påvirker alder forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept?
- Vil det være forskjeller i forskrivningen avhengig av om forskrivningen gjelder fastlegenes egne listepasienter eller om forskrivningen er til en annen fastleges pasient?

## 4 Data og metode

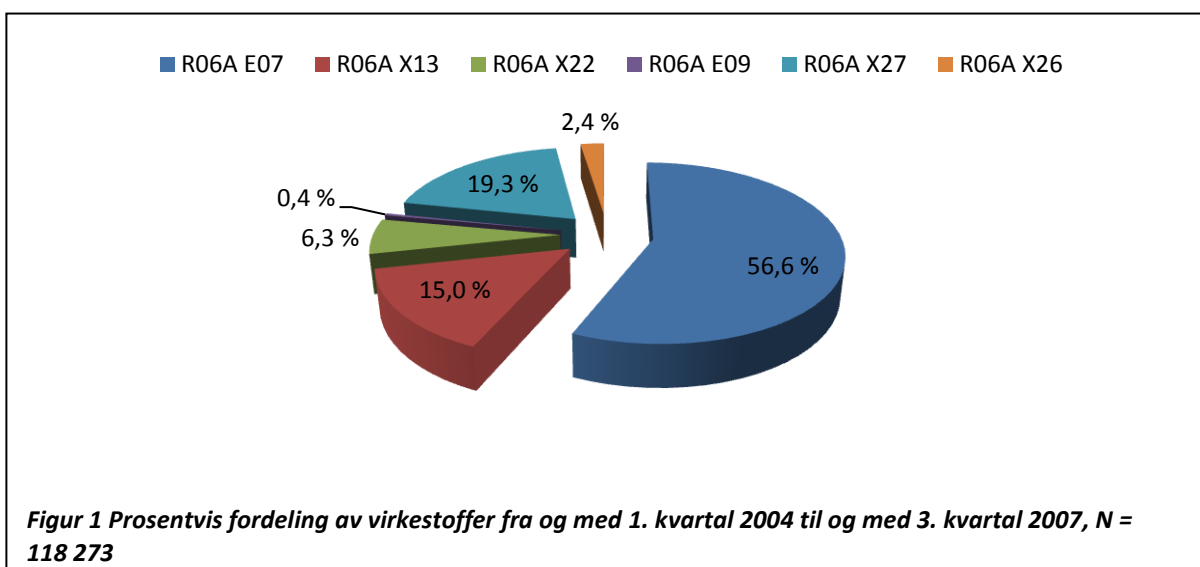
### 4.1 Om materialet

Materialet som brukes er data fra Reseptregisteret koplet sammen med data fra Fastlegedatabasen. I arbeidet med dette notatet var det bare informasjon tilgjengelig om forskrivning av medikamenter til pasienter eldre enn 70 år. Da ideen er å undersøke forskrivning av preparater til bruk mot elveblest og allergi, ble relevante ATC-koder for dette terapiområdet trukket ut. Dette er i alt seks ulike annengenerasjons antihistaminer i tablettform. Datasettet inneholder etter denne ekstraksjonen 279 868 ordinasjoner fra og med 1. kvartal 2004 til og med 3. kvartal 2007. Da vi ønsker å undersøke ordinasjoner foretatt etter ordningen med foretrukket legemiddel ble innført, filtrerer vi bort ordinasjoner foretatt før 1. mai 2006. Etter denne filtreringen inneholder datasettet i alt 118 273 ordinasjoner. Alle ordinasjonene har et løpenummer for lege og pasient, i tillegg til opplysninger om disse. For hver ordinasjon opplyses det hvilket legemiddel som ble forskrevet, når og om forskrivningen ble refundert. Den detaljerte informasjonen om forskrevet legemiddel, gjør det mulig å skille mellom foretrukket og ikke-foretrukket legemiddel.

I tillegg til opplysninger om alder og kjønn av forskriver, inneholder datasettet også informasjon om antall pasienter legen hadde på forskrivningstidspunktet i tillegg til informasjon om hvilket pasientantall som ble ansett for å være maksimum pasientantall den enkelte lege hadde kapasitet til; legens listetak. Dette gjorde det mulig å lage en dummy for om forskrivende lege hadde avvik mellom ønsket og faktisk antall pasienter på listen. Pasienter med et avvik på mer enn 100 pasienter ble klassifisert som leger med pasientknapphet (Godager & Iversen, 2010) (Iversen 2004) (Iversen & Lurås 2000). Informasjon om legen var pasientens fastlege eller ikke kommer også frem av datasettet, i tillegg til pasientens alder og kjønn.

### 4.2 Beskrivende statistikk

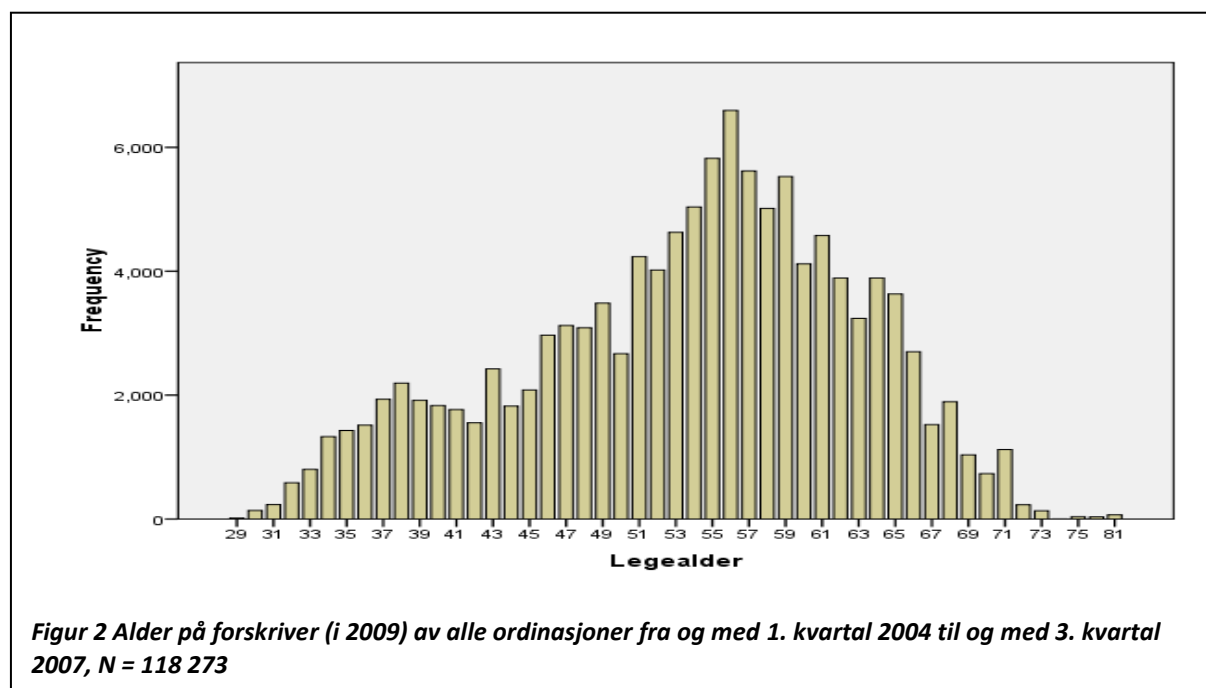
#### 4.2.1 Virkestoffene



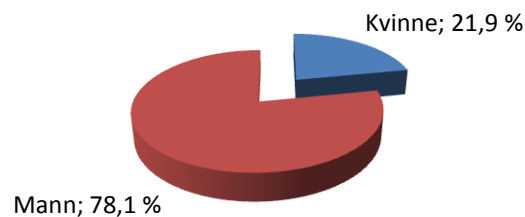
Ser man på forskrivning av annengenerasjons antihistaminer for perioden foretrukket legemiddel var innført i vårt datasett, får man følgende prosentfordeling vist i figur 1. Figuren viser at forskrivningen

av ATC-kode R06A E07, Cetirizin, er desidert størst. Dette er et av de to foretrukne legemidlene. Det andre er R06A X13, Loratadin, som utgjør en andel på 15 % av datasettets ordinasjoner. Den nest største andelen tilhører R06A X27, Desloratadin, som er virkestoff i Aerius. Dette var det mest solgte av de ikke-foretrukne legemidlene. Som figuren viser, stod ordinasjoner av Desloratadin for en forskrivningsandel på 19,3 %, og som avsnitt 2.1.1 også beskrev var det denne andelen myndighetene aller helst ville redusere. De resterende tre virkestoffene utgjør til sammen en andel på 9,1 %, med R06A X22, Ebastin, som den største med 6,3 %. Forskrivningen av de foretrukne virkestoffene økte betraktelig etter innføring av foretrukket legemiddel på dette området. Rapporten fra legemiddelverket beskriver at i det første året etter innføring av FLMO på dette området hadde de foretrukne virkestoffene til sammen en markedsandel på 66 %, mens denne andelen året før var på kun 49 %. I vårt datasett finner vi at de foretrukne legemidlene til sammen har en markedsandel på 71,6 %. Dette er en noe høyere andel enn den legemiddelverket refererer til i sin rapport. Det kan være to innlysende årsaker til dette. For det første benytter vår utregning ordinasjoner for en lengre periode. Andelen på 71,6 % er basert på ordinasjoner fra 1. mai 2006 til og med 30. september 2008, mens legemiddelverkets tall benytter ordinasjoner fra det første året etter ordningen ble innført, altså 1. mai 2006 til 30. april 2007. For det andre inneholder vårt datasett kun pasienter over 70 år.

#### 4.2.2 Forskriverkarakteristika

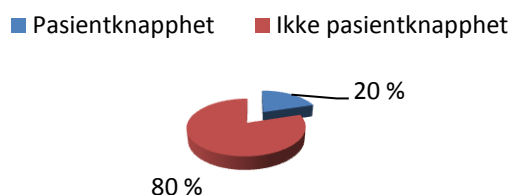


Legenes aldersfordeling (2009) vises i Figur 2. Dette diagrammet viser fordeling i alder på forskriver for alle forskrivningene i 2009. En lege kan imidlertid stå for flere forskrivninger. Som vist i Figur 2 er legenes aldersfordeling tilnærmet normalfordelt med flest leger på 56 år. Når det gjelder kjønnsfordelingen (vist i Figur 3) viser det seg at en overvekt av forskrivningene er gjort av mannlige leger. Hele 78,1 % av reseptene i datasettet er forskrevet av mannlige leger, mens 21,9 % er forskrevet av kvinner. Overvekten av forskrivninger gjort av mannlige leger må også sees i sammenheng med at mannlige leger i gjennomsnitt har lengre liste enn gjennomsnittet (Rønsen & Hjortdahl, 2007). I dag er 38 % av landets leger kvinner, mens andelen kvinnelige medisinstudenter er på hele 62 % (Tidsskrift den norske lægeforening nr 12, 2006), noe som tyder på at sannsynligheten



**Figur 3 Kjønnsfordeling blant forskrivere av alle ordinasjoner fra og med 1. kvartal 2004 til og med 3. kvartal 2007, N = 118 273**

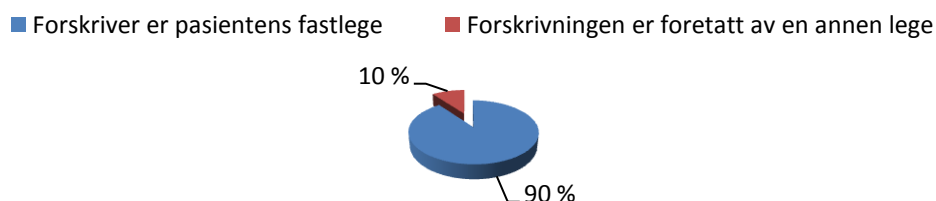
for å treffe på en kvinnelig lege avtar med alderen på legen. Som nevnt i avsnitt 4.1, ble det laget en indikator for hvorvidt forskriver opplevde en knapphet på pasienter. Denne dummyen ble kodet til 1 dersom ønsket antall pasienter var mer enn 100 over faktiske antall pasienter og 0 ellers. I Figur 4 ser vi at 20 % av forskriverne opplevde knapphet på pasienter etter denne definisjonen. I følge data publisert på NAVs hjemmesider, var 45,6 % av fastlegenes pasientlister åpne ved utgangen av 2008 (NAVs hjemmesider, 2010-03-15). Andelen av disse som har flere enn 100 ledige plasser på sin liste, må nødvendigvis være noe lavere, noe som kan synes å stemme bra med 20 % funnet i våre analyser. Bakgrunn for pasientknapphet er vanskelig å si noe om på generelt grunnlag. Årsaker kan være så vel geografiske, som tilbud i kommunen og også som tidligere nevnt, popularitet blant enkelte leger. Da



**Figur 4 Andel forskrivninger hvor forskriver opplevde pasientknapphet blant alle ordinasjoner fra og med 1. kvartal 2004 til og med 3. kvartal 2007. N = 118 273**

pasienter har anledning til å skifte fastlege to ganger i året, vil pasientknapphet også kunne forandre seg med tiden. Utgangspunktet for Figur 4 er informasjon om legens pasientantall ved forskrivningstidspunktet. Et interessant spørsmål er hvorvidt forskrivere som fylte advokatrollen bedre enn portvaktrollen opplevde tilstrømning av pasienter til sine lister. Dessverre gir ikke dette datasettet grunnlag for en slik analyse.

Et viktig spørsmål er hvorvidt den enkelte leges beslutning påvirkes av hvorvidt forskrivningen ble gjort til en av legens egne listepasienter, eller om forskrivningen gjaldt forskrivning til en annen

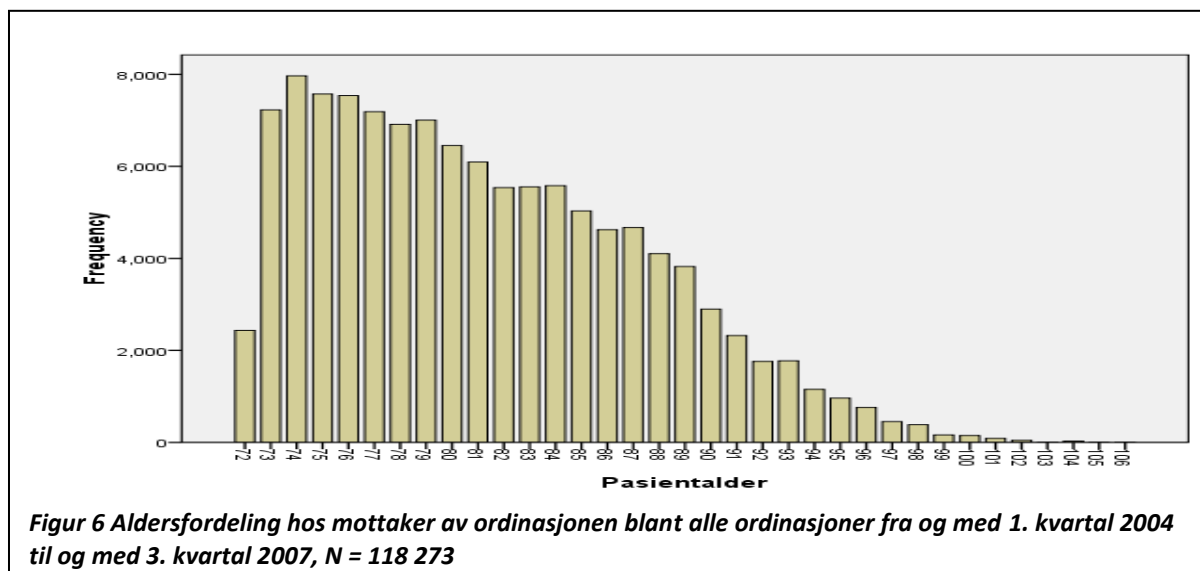


**Figur 5 Andel forskrivninger til legens egne listepasienter blant alle ordinasjoner fra og med 1. kvartal 2004 til og med 3. kvartal 2007, N = 118 273**

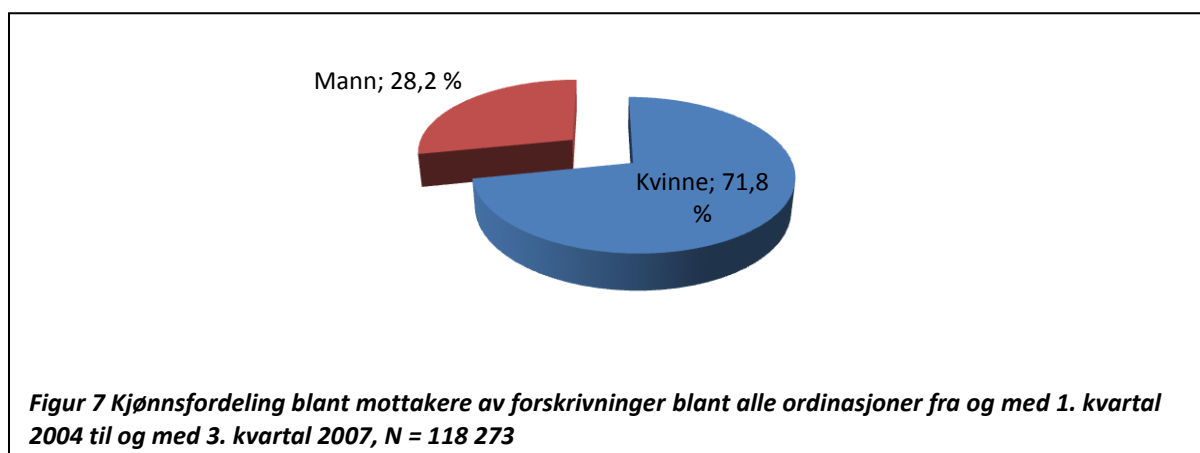


fastleges listepasient. Som vist i figur 5 bestod 90 % av ordinasjonene av forskrivninger innen et lege-pasient-forhold hvor pasienten var forskrivers listepasient.

### 4.2.3 Pasientkarakteristika



Som vi ser i figur 6, inneholder datasettet kun pasienter fra 70 år og oppover<sup>2</sup>. Vi ser at første søyle i diagrammet er for 72 år. Grunnen til dette er at pasientalderen er målt i 2009. Det var ønskelig å undersøke data fra alle pasientgrupper som benytter medikamenter mot allergi, men slike data var ikke tilgjengelige i perioden arbeidet foregikk. Et søk i reseptregisteret på de samme ATC-kodene for pasienter i alle aldre for den samme perioden, viste at pasienter over 70 år, utgjorde kun 8,5 % av brukermassen på terapiområdet. Allergi er en sykdom som rammer allerede fra de første leveår, og det anslås at omlag 20 % av barn har en eller annen form for allergisk lidelse (Nylenna, 2004). Pasientgrunnlaget i dette datasettet er således ikke representativt for hele befolkningen, men til gjengjeld trolig godt egnet for å beskrive aldersgruppen 70 +. Også her viser figurene pasientene bak alle ordinasjonene, men en pasient kan ha fått flere ordinasjoner. Kjønnssfordelingen blant pasientene viser i Figur 7 at det er en overvekt av kvinner på 71,8 %. Dette trenger ikke å bety at flere kvinner bruker antihistaminer, men en viktig grunn kan være forskjell i forventet levealder mellom kvinner og menn, som trekker i retning av høyere kvinneandel i de øvre aldersgrupper.



<sup>2</sup> Materialet omfatter kun personer utenfor institusjon.

## 4.3 Valg av metode

### 4.3.1 Analysemetode

Hensikten med notatet er å undersøke hvorvidt ulike karakteristika ved lege, pasient og lege-pasient-forhold påvirker forskrivning av legemidler under foretrukket legemiddelordning på terapiområdet allergi og elveblest. Forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept er et kvalitativt valg som kan beskrives ved en dummyvariabel kodet som 1 dersom det forskrives et slikt preparat, og 0 ellers. Den avhengige variabel er altså en kategorisk variabel, og en lineær multippel regresjonsanalyse vil derfor ikke være egnet. Både variabler som beskriver om legen har pasientknapphet eller ikke, om forskriver er pasientens fastlege og variabelen som beskriver både legen og pasientens kjønn er alle kategoriske variabler. En metode som ofte benyttes for å estimere effekten av et sett forklaringsvariable på sannsynligheten for at et bestemt utfall velges, er logistisk regresjonsanalyse (Pallant, 2007). Resultater fra logistisk regresjonsanalyse, og virkningen den enkelte variabel har på sannsynligheten for et utfall, kan presenteres ved oddsratene. Oddsraten er et uttrykk for sannsynligheten for at en hendelse opptrer, dividert med sannsynligheten for hendelsens komplement. Hvis vi kun skulle undersøkt kun en forklaringsvariabel kunne relativ risiko (RR) være et viktig effektmål, men vi ønsker å undersøke flere forklaringsvariable i en og samme modell, for å se hvordan disse til sammen påvirker forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept.

Det er noen forutsetninger som må ligge til grunn for at en logistisk regresjonsanalyse kan gjennomføres:

- En viktig antakelse er at restleddet i likningen som estimeres, i denne sammenheng det uobserverbare og tilfeldige som påvirker forskrivningen, er uavhengige og identisk ekstremverdifordelte stokastiske variable.
  - I analysene vil dette bety at de uobserverbare faktorer som påvirker forskrivningen varierer tilfeldig. Dette er strengt tatt ikke tilfellet, da en lege kan stå for flere ordinasjoner, og en pasient kan i tillegg ha mottatt flere ordinasjoner i den utvalgte perioden
- En annen viktig forutsetning er at modellen er korrekt spesifisert, hvilket innebærer at alle relevante forklaringsvariable inkluderes i modellen, samtidig som variable som ikke er relevante, utelates fra modellen.
  - Variablene som ble brukt i analysen ble plukket ut med hensyn på terapiområdet som ble undersøkt i tillegg til variable tilgjengelig i datasettet. Perfekt inklusjon og eksklusjon av variable i modellen er vanskelig å oppnå, men dette ble tilstrebet med bakgrunn i tilgjengelig informasjon.
- Multikolinearitet ble undersøkt for og da det ikke ble funnet variabler med høy grad av interkorrelasjon, ble det her ikke behov for ekskludering av noen variabler.

### 4.3.2 Variabler i regresjonsanalyse

Med bakgrunn i kapittel 2 og forskningsspørsmålene formulert i kapittel 3.3, inkluderes følgende variable i regresjonsanalysen.

Hva variabelen beskriver	Om variabelen
	<b><i>Avhengig variabel</i></b>
Ikke-foretrukket legemiddel, forskrevet på blå resept	Som avhengig variabel benyttet vi en dummy-variabel for om et legemiddel var foretrukket eller ikke. Variabelen ble kodet som 1 dersom det forskrives et legemiddel med en av følgende ATC-koder; R06A E09, R06A X22, R06A X26, R06A X27, på blå resept
	<b><i>Uavhengige variabler</i></b>
Kvinnelig pasient	Det ble benyttet en kategorisk, numerisk variabel for å indikere pasientens kjønn
Kvinnelig lege	Det ble benyttet en kategorisk, numerisk variabel for å indikere forskrivers kjønn
Pasientens alder	Det ble benyttet en kontinuerlig, numerisk variabel som klassifiserte pasientens alder. Dette er pasientens alder i 2009
Legens alder	Det ble benyttet en kontinuerlig, numerisk variabel som klassifiserte legens alder. Dette er legens alder i 2009
Listepasient	Dummyvariabel kodet som 1 dersom forskrivningen er til en av fastlegens egne listepasienter
Pasientknapphet	Dummyvariabel kodet som 1 dersom differansen mellom forskrivers listetak og faktisk pasientantall er større enn 100
Forskrivningshistorikk	Dummy variabel kodet som 1 dersom pasienten en eller annen gang i perioden 01.01.2004 til 30.04.2006 fikk foreskrevet et legemiddel som etter 01.05.2006 ble ikke-foretrukket.

## 5 Resultater fra regresjonsanalyse

For å forsøke å svare på problemstillingene utledet i kapittel 3.3, gjøres det som diskutert i avsnitt 4.3.1 logistisk regresjon ved hjelp av SPSS v 16.0. For å illustrere hvordan variable som beskriver legen og variable som beskriver kjennetegn ved pasienten påvirker sannsynligheten for å forskrive et ikke foretrukket legemiddel på blå resept, utføres det tre logistiske regresjonsanalyser. I Modell A ser vi på virkningen av variabler som beskriver legen. Modell B tar for seg karakteristika ved pasienten, og i Modell C inkluderes alle variablene diskutert i 4.3.2 samtidig.

### 5.1 Variabler som beskriver forskriver

Som beskrevet i 2.1.2 viste blåreseptkontroller på allergiområdet to år på rad at i de aller fleste tilfellene hvor et ikke-foretrukket legemiddel var blitt forskrevet, var kriteriene for rettmessig krav på dette, ikke oppfylt. Vi ønsket derfor, i denne analysen, å undersøke hvorvidt karakteristika ved forskriver hadde innvirkning på om et foretrukket eller et ikke-foretrukket legemiddel ble forskrevet. Den avhengige variabelen er en dummy-variabel som er kodet 1 for et ikke-foretrukket legemiddel forskrevet på blå resept, og 0 ellers.

Som uavhengige variabler ble legens kjønn og alder (i 2009) inkludert i tillegg til variablene som indikerer hvorvidt ordinasjonen var til en av fastlegens egne pasienter (listepasient) og variabelen som indikerer om forskriver opplevde knapphet på pasienter i sin praksis (pasientknapphet).

I Tabell 1 ser vi at de estimerte effektene på sannsynligheten for å forskrive et ikke foretrukket legemiddel på blå resept er statistisk signifikante: P-verdiene for alle de fire variablene er under .05, tre av variablene er også signifikant på 1 % nivå. Variabelen med den sterkeste marginale effekten er variabelen som beskriver om forskriver opplever pasientknapphet eller ikke, med en oddsrate på 1.177. Dette indikerer at forskrivere som opplevde pasientknapphet har større sannsynlighet for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept sammenlignet med forskrivere som ikke opplevde pasientknapphet. For variabelen som beskrev legens alder, indikerer den estimerte oddsraten at eldre leger har en signifikant større sannsynlighet for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. I tillegg indikerer modellen at kvinnelige forskrivere hadde en signifikant mindre sannsynlighet for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. Den estimerte oddsraten til variabelen som klassifiserte om forskrivningen gjaldt forskrivers egne listepasienter eller annen fastleges pasienter er 1,045. Dette indikerer at det i tilfeller hvor ordinasjonen ble forskrevet til legens egne listepasienter, var større sannsynlighet for at et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept ble forskrevet.

Variabelnavn	Betaverdier	Oddsrate	95,0 % K.I. for Oddsrate
Kvinnelig lege	-.073**	.930**	.900 - .961
Legens alder	.003**	1.003**	1.001 – 1.004
Pasientknapphet	.163**	1.177**	1.140 – 1.215
Listepasient	.044*	1.045*	1.001 – 1.092
Konstant	-1.260	.284	
Chi-square	153.856**		
-2 Log likelihood	135438.148		
Cox & Snell R Square	.001		
Nagelkerke R Square	.002		

\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 5 % nivå med en tosidig t-test  
\*\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 1 % nivå med en tosidig t-test

**Tabell 1 Resultater fra Modell A**

## 5.2 Variabler som beskriver pasienten

Vi ønsket også å undersøke om karakteristika vedrørende pasienten hadde betydning for om et foretrukket eller om et ikke-foretrukket legemiddel ble forskrevet. Den avhengige variabelen er den samme som i Modell A, og vi ønsker å finne ut om pasientens kjønn eller alder har innvirkning på om pasienten får forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept etter foretrukket legemiddelordning er innført på terapiområdet. I tillegg ønsker vi i denne modellen å undersøke om det har betydning om pasienten i perioden mellom 01.01.2004- 30.04.2006 har fått forskrevet et legemiddel som etter innføring av ordningen ble et ikke-foretrukket legemiddel. Dette belyses gjennom å inkludere variabelen forskrivningshistorikk.

Vi ser av Tabell 2 at alle de tre inkluderte variablene er signifikante. Alle variablene har  $p < .001$ , og variabelen som beskriver forskrivningshistorikk, har den største marginale effekten, og den estimerte oddsraten er på 17.077. Tolkningen er at dersom en pasient i tidsrommet 01.01.2004-30.04.2006 fikk et eller flere legemidler som senere skulle bli kategorisert som *ikke-foretrukket*, er den estimerte oddsraten hele 17.01 ganger større sammenliknet med tilfeller der pasienten ikke har slik forskrivningshistorikk. Den estimerte oddsraten til variabelen som beskriver pasientens kjønn (kvinnepasient) er mindre enn 1, noe som indikerer at kvinnelige pasienter får forskrevet færre ikke-foretrukne legemidler på blå resept enn mannlige. I tillegg ser vi at den estimerte oddsraten til pasientens alder også er negativ. Resultatene i Modell B tyder altså på at eldre pasienter med mindre sannsynlighet får forskrevet ikke-foretrukne legemidler på blå resept.

Variabelnavn	Betaverdier	Oddsrate	95,0 % K.I. for Oddsrate
Kvinnelig pasient	-.105**	.900**	.870 - .932
Pasientens alder	-.026**	.974**	.972 - .977
Forskrivningshistorikk	2.838**	17.077**	16.509 – 17.664
Konstant	-.346	.707	
Chi-square	36126.613**		
-2 Log likelihood	99465.391		
Cox & Snell R Square	.263		
Nagelkerke R Square	.386		

\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 5 % nivå med en tosidig t-test  
\*\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 1 % nivå med en tosidig t-test

**Tabell 2 Resultater fra Modell B**

## 5.3 Analyse av fullstendig modell

Vi vil nå undersøke om resultatene blir de samme når vi inkluderer variable som beskriver forskriver og variable som beskriver den enkelte pasient i samme modell. I Modell C analyserer vi alle de syv variablene i samme modell. Dette er alle variabler som på bakgrunn av kapittel 2 og 3 er interessante og, som vist i 5.1 og 5.2 gav alle variablene signifikante bidrag til modellene.

Også denne analysen inneholdt 118 273 observasjoner. Ingen observasjoner ekskluderes av modellen, så inkluderingsprosenten er på 100 %. I denne fullstendige modellen er den avhengige variabelen den samme som i Modell A og B og de uavhengige variablene inkluderer kjønn og alder for forskriver og pasient, i tillegg til variabler som beskriver om legen opplever pasientknapphet (pasientknapphet), om forskrivningen blir foretatt av pasientens fastlege (forskrivningsforhold) og om pasienten forut for innføring av foretrukket legemiddelordning hadde fått et legemiddel som etter innføring av ordningen ble ikke-foretrukket (forskrivningshistorikk).

I Tabell 3 presenteres resultatene fra Modell C. Vi ser at variablene som beskriver forskrivers kjønn og alder ikke har statistisk signifikant effekt på sannsynligheten for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept lengre. Den estimerte effekten av pasientknapphet hos forskriver, er fortsatt positiv, og den estimerte oddsraten er 1.206 i Modell C. Et interessant resultat er at den estimerte effekten av variabelen som beskriver om ordinasjonen gjelder forskrivning til en av fastlegens egne listepasienter, er negativ i denne modellen, og har dermed motsatt fortegn sammenliknet med resultatene i Modell A. I modellen som kun inkluderte variabler knyttet til forskriver indikerte resultatene av denne modellen at en ordinasjon foretatt til en av legens egne listepasienter resulterte i en signifikant høyere sannsynlighet for forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. I Modell C ser det derimot ut til at effekten er motsatt. Det er rimelig å tenke seg at årsaken til dette funnet er at vi i Modell C studerer virkningen av *listepasient* i det vi kontrollerer for pasientens forskrivningshistorikk, og at variabelen *listepasient* fanget opp pasientens forskrivningshistorikk i modell A, der forskrivningshistorikk ikke var inkludert som en av forklaringsvariablene.

Når det gjelder variablene knyttet til pasienten, har ingen av disse forandret fortegn etter inkludering i den fullstendige modellen. Den estimerte effekten av *kvinnepasient* er fortsatt negativ hvilket indikerer en signifikant redusert sannsynlighet for å få forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept for kvinnelige pasienter. Resultatene tyder også på at pasientens alder har negativ effekt på sannsynligheten for å få forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. Når det gjelder variabelen forskrivningshistorikk, gir denne fortsatt den sterkeste marginale effekten i modellen, og den estimerte oddsraten er på hele 17.138.

Variabelnavn	Betaverdier	Oddsrate	95,0 % K.I. for Oddsrate
Kvinnelig lege	-.028	.973	.935 – 1.012
Legens alder	.000	.999	.997 – 1.001
Pasientknapphet	.187**	1.206**	1.160 – 1.253
Listepasient	-.089*	.915*	.868 - .965
Kvinnelig pasient	-.096**	.909**	.877 - .941
Pasientens alder	-.027**	.974**	.971 - .976
Forskrivningshistorikk	2.841**	17.138**	16.566 – 17.729
Konstant	-.226	.798	
Chi-square	36239.374**		
-2 Log likelihood	99352.630		
Cox & Snell R Square	.264		
Nagelkerke R Square	.387		

\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 5 % nivå med en tosidig t-test  
\*\* Den estimerte koeffisienten er signifikant på 1 % nivå med en tosidig t-test

**Tabell 3 Resultater fra Modell C**

## 6 Diskusjon

---

### 6.1 Forskrivers kjønn

I avsnitt 5.1 undersøkte vi forskrivers kjønn i en logistisk regresjonsmodell sammen med to andre variabler som beskriver karakteristika ved forskriver. I denne modellen fikk vi en signifikant betaverdi på  $-.073$ , og en oddsrate på  $.930$ . Tolkningen er at oddsraten for at kvinnelige leger forskriver et ikke-foretrukket legemiddel, er 7 % lavere sammenliknet med mannlig leger. Hvis disse resultatene skulle vise seg å stemme, vil det altså i tilfeller hvor pasienten ønsker et refundert ikke-foretrukket antihistamin, lønne seg å oppsøke en mannlig lege. I denne modellen hadde kjønnsvariabelen den nest største marginale effekten, men den estimerte effekten var betraktelig svakere enn effekten av variabelen som beskrev pasientknapphet.

Denne variabelen ble også undersøkt i den fullstendige modellen som også inkluderte pasientrelaterte variabler. Her får variabelen en ikke-signifikant ( $p > .05$ ) betaverdi på  $-.028$ . Oddsraten har i denne modellen steget til  $.973$ . En åpenbar forklaring på dette er at den fullstendige modellen kontrollerer for forhold modellen i 4.1 ikke kontrollerer for. Dette kan eksempelvis være pasientens kjønn. Ved å gjøre en krysstabulering kan en undersøke om nettopp disse variablene er korrelert, og vi finner at det er en signifikant sammenheng mellom disse variablene ( $p < .001$ ). Dette betyr at valg av forskriver med tanke på kjønn ikke er tilfeldig med bakgrunn i pasientens eget kjønn. Dette er sammenfallende med resultater av tidligere forskning (Lurås, 2004). Vi ser av den fullstendige modellen at variabelen for kvinnelige pasienter har en negativt marginal effekt. Alene, sammen med forskriverrelaterte variabler, vil forskrivers kjønn ha signifikant negativt effekt trolig fordi denne variabelen også fanger opp at det er flere kvinnelige pasienter enn mannlige hos kvinnelige leger. Når forskrivers kjønn inkluderes i den fullstendige modellen som kontrollerer for nettopp pasientens kjønn, reduseres den marginale effekten av denne variabelens, sannsynligvis nettopp fordi dette kontrolleres for. Modell C greier derfor ikke å finne at forskrivers kjønn er av signifikant betydning for forskrivning av forhåndsrefunderte ikke-foretrukne legemidler på allergiområdet i den analyserte perioden.

### 6.2 Forskrivers alder

Forskrivers alder er den andre variabelen som gikk fra å være signifikant i Modell A, men som i Modell C ikke lenger har statistisk signifikant effekt. Modell A viser at legens alder gir en signifikant betaverdi på  $.003$ , og en odds ratio på  $1.003$ . Dette indikerer at eldre leger har signifikant større odds for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. Oddsraten og betaverdien er nær henholdsvis 1 og 0, og det kan tyde på at variabelen i liten grad påvirker sannsynligheten for å forskrive et ikke foretrukket legemiddel på blå resept. Det er imidlertid viktig å huske at dette er den marginale effekten av 1 års aldersforskjell.

I Modell C har denne variabelen ikke statistisk signifikant marginal effekt. Betaverdien synker til  $.000$  og blir ikke-signifikant med en p-verdi på  $.337$ . Oddsraten blir nå  $.999$ . Grunnen til dette kan være, som diskutert for forskrivers kjønnsvariabel, at faktorer Modell C kontrollerer for, ikke er kontrollert for i Modell A. Dette kan være at pasientens alder eller kjønn er korrelert med legens alder. Resultatene i Lurås (2004) tyder på at eldre pasienter har en tendens til å oppsøke eldre forskrivere.. Da denne variabelen totalt sett ikke gir et signifikant bidrag, velger vi og ikke undersøke slike sammenhenger videre.

### **6.3 Betydningen av pasientknapphet**

Når det gjelder variabelen som beskriver legens pasientknapphet, gir denne den nest sterkeste marginale effekten i den fullstendige modellen med en betaverdi på .187 og  $p < .001$ . Oddsraten er på 1.206, og indikerer at forskrivere med pasientknapphet forskriver ikke-foretrukne legemidler på blå resept hyppigere enn forskrivere som ikke opplever pasientknapphet. I Modell A som undersøker forskriverrelaterte variabler alene er betaverdien på .163 og oddsraten på 1.177, mens  $p$  fortsatt er mindre enn .001. I Modell C ser vi en større estimert marginal effekt for denne variabelen sammenliknet med Modell A, noe som kan bety at variabelen er korrelert med en pasientvariabel som det i totalmodellen kontrolleres for. Dette kan for eksempel være at kvinnelige eller eldre pasienter i større grad konsulteres av forskrivere med pasientknapphet. Når dette kontrolleres for, blir den estimerte marginale effekten til pasientknapphetsvariabelen større. Da endringer allikevel er såpass liten som den er, undersøkes ikke dette nærmere.

Resultatene fra Modell C, tyder på at forskrivere som opplever pasientknapphet, i større grad enn forskrivere som ikke opplever pasientknapphet, forskriver et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. Dette kan synes rimelig med bakgrunn i litteraturen henvist til i avsnitt 3. Etter innføring av foretrukket legemiddelordning på antihistaminer brukt mot allergi og elveblest 1. mai 2006, medførte endringen at en rekke pasienter, nå måtte bytte behandling, uavhengig av om denne behandlingen var optimal i utgangspunktet. Det kan synes sannsynlig at mange ville motsette seg et slikt legemiddelbytte. Mange pasienter er i utgangspunktet skeptiske til inntak av medisiner og endring i fungerende legemiddelregime. I tillegg vil det i mange pasientsituasjoner være vanskelig å finne et optimalt behandlingsalternativ, noe som også gjelder på dette terapiområdet. Det kan da, fra pasientens ståsted, synes som unødvendig og uklokt å forandre på en allerede fungerende medikamentell behandling. Hvis pasientens lege ønsker å følge retningslinjene for FLMO, vil dette kunne resultere i en konfliktsituasjon mellom forskriver, som på sin side ønsker å følge reglementet, og pasienten, som på sin side ikke ønsker endring i behandling. Som beskrevet i avsnitt 3, vil flere leger, som resultat av fastlegeordningens økonomiske insentiver, være mer tilbøyelig til å følge pasientens ønsker. Gjennom å la flere pasienter få viljen sin, på tross av at dette strider med nasjonale retningslinjer, vil det kunne være med på å gjøre legen mer populær. I et valg mellom å følge pasientens ønske og nasjonale retningslinjer, kan det, og i følge disse resultatene spesielt for leger med pasientknapphet, se ut som om hensynet til pasientens ønske blir viktigere. I tillegg må pasientens mulighet til å bytte fastlege ved misfornøydhet, eller omtale av legen til venner og bekjente, inkluderes som faktorer i denne avveiningen. Som omtalt i konklusjonen, vil brudd med nasjonale retningslinjer på sin side ikke medføre sanksjoner i et enkelt tilfelle. Dette vil også sannsynligvis bidra til at avveiningen, i følge de tidligere omtalte blåreseptkontrollene, gikk i gal retning i så mange tilfeller.

### **6.4 Lege-pasient-forhold**

Til slutt i den forskrivningsrealterte modellen inkluderte vi en variabel som undersøkte om forskrivningen i hver enkelt ordinasjon, ble gjort av en lege som var pasientens fastlege eller ikke. Her kunne man se for seg ulike hypoteser.

Man kan forvente seg å finne en at en forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept var positivt korrelert med det faktum at forskriver var pasientens fastlege. Dette kan forklares ved at pasientens fastlege ofte har en nærmere relasjon med sine egne pasienter enn andre. I situasjoner hvor pasienten er etablert med en velfungerende behandling med et ikke-foretrukket legemiddel, vil legen kunne se mellom fingrene på reglementet hos sine egne pasienter. På den annen side kan man



se for seg at reglementet lettere tvinges igjennom i forskrivningstilfeller som foretas av pasientens fastlege. Slike pasienter har legen allerede på sin pasientliste, og det kreves en aktiv handling av pasienten for å bytte fastlege. Hvis legen er usikker på hvor viktig det faktisk er for pasienten å fortsette en eventuell behandling med et ikke-foretrukket legemiddel, kan han finne det mer lønnsomt å se mellom fingrene på reglementet hos nye pasienter han ønsker å verve inn på sin pasientliste. I den forskrivningsrelaterte modellen finner vi at variabelen så vidt er signifikant med  $p$ -verdi på .047. Variabelen har en positiv betaverdi på .044 og en oddsrate på 1.045. I den fullstendige modellen derimot, endrer variabelen fortegn, og blir negativ med en betaverdi på -.089. Oddsraten er nå .915, og variabelen er nå blitt markant signifikant. Det er vanskelig å si hva dette skyldes. Det kan synes som om variabelen i den forskrivningsrelaterte modellen også inneholder en pasientvariabel med positiv marginal effekt, som når kontrollert for, gir listepasientvariabelen et negativt bidrag. Som vi ser av pasientvariablene, er det kun en variabel der den estimerte effekten er positiv, og dette er variabelen som beskriver forskrivningshistorikk. Denne variabelen er sterkt positiv, og kan ha påvirket listepasientvariabelen i den forskrivningsrelaterte modellen. Dette ble undersøkt ved hjelp av krysstabulering. Vi finner da at i 34,2 % av ordinasjonene foretatt av en forskriver som ikke er pasientens fastlege, hadde pasienten tidligere fått et legemiddel som etter innføring av FLMO ble ikke-foretrukket. Men, ble ordinasjonen foretatt av pasientens fastlege, hadde pasienten i 38,3 % av tilfellene tidligere fått et slikt legemiddel. Det synes som om det faktum at ordinasjonen ble forskrevet til legens egne listepasienter, er knyttet til forskrivningshistorikk, slik at sannsynligheten for å ha fått et ikke-foretrukket legemiddel forut for innføring av FLMO, er større i tilfeller hvor ordinasjonen forskrives til legens egne listepasienter, og at denne effekten er signifikant ( $p < .001$ ). Når forskrivningshistorikk inkluderes i den fullstendige modellen, kontrolleres dette for, og den estimerte marginale effekten til listepasientvariabelen blir negativ.

### **6.5 Pasientens kjønn**

Med hensyn til pasientens kjønn tyder resultatene fra Modell B på at kvinner har lavere sannsynlighet for å få et ikke foretrukket legemiddel på blå resept. Betaverdien var på -.105 og variabelen gav en oddsrate på .900. I Modell C er den estimerte marginale effekten noe svakere, men er fortsatt signifikant med  $p < .001$  og en betaverdi på -.096. Oddsraten i fullverdig modell er på .909, og indikerer at kvinnelige pasienter får forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept sjeldnere enn menn.

Bakgrunnen for dette kan være at mannlige pasienter stiller hardere krav ovenfor sine forskrivere, enn kvinnelige. Hvis forskriver i slike tilfeller ønsker å unngå en konfliktsituasjon, vil ikke-foretrukne legemidler kunne bli forskrevet oftere, om dette er noe den mannlige pasienten ønsker. En annen forklaring kan være at mannlige pasienter har biologisk bedre effekt av virkestoffene i de ikke-foretrukne legemidlene. Dette er en forklaring vi ikke har mulighet for å undersøke videre. I tillegg kan mannlige pasienter være mer tilbøyelige til å oppsøke mannlige forskrivere, og forskrivere i spesielle aldersgrupper, men dette er forhold den fullstendige modellen kontrollerer for.

### **6.6 Pasientens alder**

Resultatene tyder på at høyere pasientalder reduserer sannsynligheten for å få forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. I Modell B var den estimerte effekten av pasientens alder signifikant ( $p < .001$ ) negativ med en betaverdi på -.026 og en oddsrate på .974. I Modell C er betaverdien -.027 og oddsraten .974. Den estimerte effekten er fortsatt signifikant.

Sett i forhold til variabelen som beskriver pasientknapphet og forskrivningshistorikk, ser pasientens alder ut til å ha en relativt beskjeden marginal effekt, men dette er effekt av ett års aldersforskjell. Det er verdt å merke seg at det kan synes som om det er sosiale forskjeller på hvem som får forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept. I følge disse resultatene vil eldre pasienter ha lavere sannsynlighet for å få forskrevet et slikt legemiddel. Bakgrunnen for en slik effekt, er vanskelig å besvare, men forklaring kan være at jo eldre pasienten er, jo mindre innvirkning har de på sitt eget legemiddelregime. Yngre pasienter har gjerne mer ressurser og kapasitet til å påvirke hvilke legemidler de skal få forskrevet, og på den måten vil leger som ønsker å unngå konflikter, uavhengig av pasientknapphet, være tilbøyelige til å følge pasientens ønske. Om dette ønsket er et ikke-foretrukket legemiddel, kan dette være med å forklare en høyere forskrivning av disse legemidlene til yngre pasienter.

## **6.7 Forskrivningshistorikk**

Sist i modellen inkluderte vi en variabel som hadde til hensikt å undersøke om forskrivningshistorikk hadde betydning for om et ikke-foretrukket legemiddel ble forskrevet på blå resept. Her forventet vi å finne en sammenheng, og det på bakgrunn av flere forhold:

For det første virker det rimelig at pasienter som før innføring av FLMO på terapiområdet, allerede brukte legemiddel med følgende ATC-koder; R06A E09, R06A X22, R06A X26, R06A X27, hadde behov for å fortsette en slik behandling. Dette kan være fordi pasientene allerede hadde forsøkt legemidler med cetirizin og eller loratadin, og funnet at slik behandling var utilfredsstillende. I tilfeller hvor både cetirizin og loratadin hadde blitt forsøkt i 2 uker hver eller mer ved en tidligere anledning, ville dette gi grunnlag for rettmessig krav på forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept også nå etter innføring av FLMO. Dette måtte da dokumenteres i den enkelte pasients journal. I slike tilfeller ville fortsatt forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept bli ansett som beste praksis. Rettmessig forskrivning av slike medikamenter får vi ikke kontrollert for. Dette diskuteres senere.

For det andre forventer man en viss grad av repetitiv praksis. Mange leger opplever knapphet på tid i sin hverdag, og fornying av resepter kan gjøres per telefon, uten konsultasjon. Det kan i flere tilfeller være vanskelig å huske at et nytt reglement har trått i kraft, og om pasienten ikke ønsker endring i farmakoterapien, vil det kunne bli ansett som tidsbesparende å fortsette tidligere behandling.

Vi finner også, som forventet, sterk sammenheng mellom forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept, og tidligere forskrivning av legemidler som etter innføring av FLMO ble ikke-foretrukket. I modellen som kun undersøker pasientrelaterte variabler er den marginale effekten av variabelen signifikant med  $p < .001$  og variabelen har en betaverdi på 2.838. Den estimerte oddsraten på 17.077 indikerer at forskrivningshistorikk øker oddsen for å få et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept sammenliknet med tilfeller der pasienten ikke har denne forskrivningshistorikken. I Modell C øker den estimerte oddsraten til 17.138. Bakgrunnen for at den estimerte oddsraten er noe større i Modell C enn i modell B kan være at variabler knyttet til forskriverkarakteristika nå kontrolleres for.

## **6.8 Svakheter med modellen**

Det er noen svakheter med modellene brukt i dette notatet. Pasientutvalget som analyseres er ikke representativt for terapiområdet som undersøkes. Det var ønskelig å få data med ordinasjoner for

alle pasientaldre, men dette fikk vi ikke tilgang til i den perioden arbeidet foregikk. Det trenger i utgangspunktet ikke å være utelukkende kun negativt med en pasientpopulasjon med alder fra 70 år og oppover. Selv om vi ikke får et datasett som er representativt for terapiområdet pasientgrunnlag, vil ordinasjonene være representative for en pasientpopulasjon med samme alder. På en annen side ønsker vi blant annet å undersøke om leger med pasientknapphet ønsker å unngå konfliktsituasjoner ved å forskrive det legemiddel pasienten fikk før innføring av foretrukket legemiddelordning, i tilfeller hvor pasienten motsetter seg et legemiddelbytte som følge av innføring av foretrukket legemiddelordning på terapiområdet. I slike tilfeller kan det synes naturlig at yngre pasienter har mer ressurser og informasjon til å motsette seg et slikt bytte, og at utslaget på pasientknapphetsvariablene derfor kunne blitt større med et yngre pasientgrunnlag.

En annen svakhet med denne modellen er at man ikke har mulighet for å undersøke om pasientene i de tilfellene hvor et ikke-foretrukket legemiddel ble forskrevet på blå resept, faktisk hadde rettmessig krav på dette. Som avsnitt 2.1.1 nevner innebar innføring av FLMO på dette området at virkestoffene cetirizin og loratadin skulle forsøkes i 2 uker hver ved første fornying av resept, endring eller oppstart av behandling. Ved forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel måtte det dokumenteres at klinisk effekt ikke var tilfredsstillende ved bruk av cetirizin eller loratadin eller at det oppstod ikke aksepterbare bivirkninger. Om det var medisinsk grunnlag for forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel i de tilfellene hvor dette ble gjort i vårt datasett, har vi ikke mulighet til å undersøke. Det vi imidlertid vet er resultatene av blåreseptkontrollene foretatt for annengenerasjons antihistaminpreparater i 2006 og i 2007, som er omtalt i avsnitt 2.1.2. Den første rapporten avslørte at refusjonsvilkårene ikke var oppfylt i 89 % av tilfellene og i den andre var refusjonsvilkårene ikke oppfylt i 77 % av tilfellene. Det disse rapportene til sammen indikerer er en høy andel brudd på gjeldende retningslinjer. Om det ikke dokumenteres i journalen at foretrukne legemidler er prøvd i 2 uker hver, og at et tredje alternativ må benyttes på grunn av utolerbare bivirkninger eller medisinsk forsvarlighet, vil ikke refusjonsvilkårene oppfattes som oppfylt. I dette notatet ønsket vi å undersøke om det var ulike karakteristika for situasjonene eller forskriver/pasient i tilfeller hvor retningslinjene ble brutt. For at resultatene skal kunne benyttes til en slik tolkning er vi avhengig å forutsette at pasientgrunnlaget forskriverne har tilgang til, på noen punkter er homogent. Det gjelder spesielt forutsetningen om at ulike karakteristika ved forskriver eller pasient ikke påvirker i hvilken grad pasient har rettmessig krav på et ikke-foretrukket legemiddel. Vi forutsetter at sannsynligheten for at en forskriver får inn til konsultasjon en pasient som av medisinske grunner har krav på et ikke-foretrukket antihistamin er lik, uavhengig av legens kjønn, alder eller tilgang på pasienter (pasientknapphet). Om den samme forutsetningen kan gjøres på pasientkarakteristika er noe annet. Er det for eksempel slik at kvinnelige pasienter har mindre toleranse for de foretrukne legemidlene enn menn? Eller spiller alder her en rolle? Dette er spørsmål dette notatet ikke har mulighet til å besvare, og denne usikkerheten må derfor tas i betraktning.

I valg av metode kunne med fordel en paneldatanalyse blitt valgt. En slik analyseteknikk unngår problemene med ikke-uavhengige observasjoner, som omtalt tidligere. Grunnen til at en slik metode ikke ble valgt var at analysen ble gjort som en del av et mastergradsprosjekt hvor en slik analysemetode ble ansett for å være i overkant avansert. Det er allikevel uvisst hvor store konsekvensene av en slik ikke-uavhengighet er. På pasientsiden har vi for det første å gjøre med en kort observasjonstid (fra 1. mai 2006 til og med 3. kvartal 2007). Med bakgrunn i terapiområdet, og det faktum at disse legemidlene er forskrevet på blå resept, er det mindre sannsynlig at en pasient får mange ordinasjoner i den analyserte perioden. En forskrivning på blå resept innebærer at pasienten har en tilstand som krever behandling i mer enn tre måneder. Da dette i tillegg innebærer forskrivning av legemidler til behandling av sesongrelatert allergisk rhinitt, kan man i mange av pasienttilfellene forvente kun to forskrivninger. En for allergisesongen 2006 og en for 2007. Det må

også synes sannsynlig at mange pasienter vil hente ut medisiner for allergisesongen 2006 før mai samme år, slik at mange pasienter kun vil bli notert å ha mottatt en forskrivning i perioden vi analyserer. For det andre er det ikke forventet noen umiddelbar skjevhet i materialet i form av at pasienter som fikk forskrevet et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept skulle representere flere ordinasjoner enn andre pasienter. Hva gjelder legene vil disse forskrive flere ordinasjoner hver i det analyserte datasettet. Hvorvidt det finnes faktorer som påvirker denne forskrivningen i en eller annen retning over tid, slik at vi får en forskyvning, er vanskelig å forutse. Bakgrunnen for en legemiddelforskrivning vil i de fleste tilfeller være svært sammensatt, og en forskrivning vil potensielt kunne influere en annen.

I dette notatet valgte vi å undersøke forskjell i forskrivning av alle annengenerasjons antihistaminer til behandling av sesongrelatert allergisk rhinitt og kronisk idiopatisk urtikaria tilgjengelig på det norske markedet i den analyserte perioden. Dette er en av flere mulige tilnærminger for å analysere problemstillingene vi her forsøker å besvare. En annen mulighet ville være å kun inkludere de fem annengenerasjons antihistaminene som har forhåndsgodkjent refusjon i den analyserte perioden. I det man ønsker å undersøke om det er ulike karakteristika ved forskriver, pasient eller forskrivningssituasjon ved forskrivning av et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept, kunne en alternativ innfallsvinkel være å kun ta for seg preparater som er forhåndsgodkjent i analyseperioden. Et annet alternativ er å fragmentere de ulike alternativene mer. Vi har i vår analyse kun to grupper; et ikke-foretrukket legemiddel forskrevet på blå resept og en gruppe som inneholder resterende alternativer. Denne gruppen kunne for eksempel oppdeles i foretrukne legemidler på blå resept, og ikke-foretrukne legemidler betalt av pasienten selv. Eventuell videre forskning på dette området, kunne med fordel undersøkt ulike innfallsvinkler.

Til slutt er det to forhold med modellen det er verdt å nevne. Legemidlet Xyzal, som inneholder levocetirizin, var et av de ikke-foretrukne legemidlene. Dette legemidlet hadde etter innføringen av FLMO på terapiområdet mistet sin refusjonsstatus, og pasienter som ønsket dette legemidlet refundert, måtte få dette etter søknad om individuell refusjon. Pasienter som fikk en slik søknad godkjent, kunne få Xyzal refundert, og våre modeller klarer ikke å fange opp dette. En refundert forskrivning av Xyzal, vil i våre modeller bli klassifisert som en forskrivning av et ikke foretrukket legemiddel på blå resept. Det er imidlertid viktig å huske at virkestoffet levocetirizin utgjorde kun 0,4 % av forskrivningene i datasettet.

I tillegg er det verdt å nevne at for både forskriver og pasient ble alderen målt i 2009, og ikke på forskrivningstidspunktet. Dette medfører en lineær forskyvning av alderen. Pasienter og forskrivere vil få et lite tillegg i alder sett i forhold til forskrivningstidspunkt. Da perioden vi undersøker strekker seg over kun et drøyt år, vil dette ha lite å si for resultatene.

## 7 Konklusjon

---

Ved to blåreseptkontroller på terapiområdene allergi og elveblest ble det i to år etter innføring av foretrukket legemiddelordning på området funnet store avvik i forhold til etterlevelse av retningslinjene. Dette notatet undersøkte om ulike karakteristika ved forskriver, pasient og forskrivningssituasjon innvirket på dette avviket.

Resultater fra logistisk regresjonsanalyser viste at forskrivningshistorikk hadde den sterkeste marginale effekten. Her undersøkte vi om tidligere forskrivning av legemidler som etter innføring av FLMO på terapiområdet, påvirket forskrivning av ikke-foretrukne legemidler på blå resept. Disse resultatene var i overensstemmelse med det vi forventet å finne. I tillegg viste regresjonsanalysene at leger med pasientknapphet hadde en signifikant høyere sannsynlighet for å forskrive et ikke-foretrukket legemiddel på blå resept, sammenliknet med leger som ikke opplevde pasientknapphet. Dette var også et funn som kunne forventes ut i fra bakgrunnsliteratur. I tillegg ble det funnet signifikante resultater når det gjelder pasientens kjønn og alder og også vedrørende hvorvidt ordinasjonen ble foretatt av pasientens fastlege eller ikke.

Modellene brukt i notatet hadde noen svakheter som er omtalt i avsnitt 6.8. For at resultatene skal kunne anvendes i legemiddelpolitiske beslutninger, er det nødvendig med videre forskning på området. Sammenfallende resultater fra modeller og tilnærmingsmetoder som unngår svakheter ved våre modeller vil kunne styrke resultatene presentert i dette notatet. I tillegg er foretrukket legemiddelordning per dags dato innført på fire andre terapiområder hvor lignende forskning vil kunne være verdifull. Om eventuelle fremtidige resultater skulle komme til å underbygge resultatene i dette notatet, kan økonomiske sanksjoner mot brudd på refusjonsreglement for FLMO synes som et mulig alternativ.

## Kilder

---

Anderson, G. F., & Hurst, e. a. (2000). Health spending and outcomes: trends in OECD countries, 1960-1998. *Health Affairs (Millwood)* 19(3) , ss. 150-157.

Arbeids og velferdsetaten. (2008-05-26). Kontrollordningen for blå resept, Kontroll av forskrivning på sykdomspunkt 33e, annengenerasjons antihistaminer til systemisk bruk. Kontroll 4/2007.

Arbeids og velferdsetaten. (2007-06-26). Kontrollordningen for blå resept, Kontroll av legers forskrivning på refusjonspunkt 33 e) Annengenerasjons antihistaminpreparater til systemisk bruk. Kontroll 5/2006.

Arnesen, T., & Fredriksen, S. (1995). Coping with obligations towards patient and society: an empirical study of attitudes and practice among Norwegian physicians. *Journal of medical ethics* 21 , ss. 158-161.

Carlsen, B., & Norheim, O. F. (2003). Hvordan påvirker fastlegeordningen legens skjønnsmessige avgjørelser. Notatserie i helseøkonomi Nr 17/03.

Det kongelige Helse- og Omsorgsdepartement. (2008). Brev til Statens Legemiddelverk vedrørende refusjon av antihistaminer.

Folland, S. G. (2007). *The Economics of Health and Health Care*, Fifth Edition. New Jersey: Pearson Prentice Hall.

Fretheim, A., & Johansen, K. (2005). Vurdering av forskjeller i effekt mellom ulike annengenerasjons antihistaminer. Notat fra Kunnskapssenteret.

Godager, G., & Iversen, T. (2010). Brukernes erfaringer med fastlege-ordningen 2001-2008 - Trender i bruk, tilgjengelighet og fornøydheth. HERO.

Helseøkonomiforvaltningens hjemmesider. (2010-02-02). Fastlegeordningen. <http://www.helfo.no/privatperson/fastlegeordningen/Sider/default.aspx>.

Iversen, T. (2004). The effects of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients. *Journal of Health Economics* (23) 673-694

Iversen, T., & Lurås, H. (2000). Economic motives and professional norms: The case of general medical practice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2000, 43, (4) , ss. 447-470.

Lurås, H. (2004). General Practice: Four Empirical Essays on GP Behaviour and Individuals' Preferences for GPs, Publikasjoner fra HERO, Working Paper 2004: 1

NAV's hjemmesider. (2010-03-15). Fastlegeordningen. <http://www.nav.no/page?id=1073743257>.

Nylenna, M. (2004). *Store Medisinske Leksikon*, 1. bind. Oslo: Kunnskapsforlaget.

Pallant, J. (2007). *SPSS, Survival Manual*. New York: Mc Graw Hill.

Paulsen, B., & Fjermestad, T. (1996). Populasjonsansvar i allmennpraksis. Tre års erfaringer med fastlegeordning i Norge. *Tidsskrift for den Norske Legeforening* 116: 2573-2576 .

Ruyter, K., Førde, R., & Solbakk, J. (2000). *Medisinsk etikk – en problembasert tilnærming*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag.

Rønsen, Y., & Hjortdahl, P. (2007). Pasientlister hos kvinnelige og mannlige fastleger. *Tidsskrift for Den norske lægeforening* , ss. 2508-12.

Sandquist, K. H. (2008). Rapport vedrørende revurdering av ikke- foretrukket legemidler innen allergiområdet. Statens legemiddelverk.

Statens legemiddelverks hjemmesider. (2010-01-13). Antihistaminer på blå resept – cetirizin, loratadin og feksofenadin førstevalg fra 1. august 2008. [http://www.legemiddelverket.no/templates/InterPage\\_\\_\\_\\_75517.aspx](http://www.legemiddelverket.no/templates/InterPage____75517.aspx).

Statens Legemiddelverks hjemmesider. (2010-01-08). Foretrukket legemiddel. [http://www.legemiddelverket.no/templates/InterPage\\_\\_\\_\\_34686.aspx](http://www.legemiddelverket.no/templates/InterPage____34686.aspx).

Tidsskrift den norske lægeforening nr 12 (2006). *Den Norske Lægeforening*, 126 101.